

渐进式改革、双支柱调控转型 与财政政策效果研究^{*}

陈创练 高锡蓉 徐锦辉 郭玉清

内容提要: 宏观审慎政策和货币政策如何配合促进财政政策提质增效是中国宏观调控关注的重点。本文以实证为基础,构建了嵌入双支柱政策和财政政策的动态随机一般均衡模型,通过数值模拟分别评估家庭和企业两类信贷约束变化的财政政策乘数效应。研究表明,基于不同微观主体的信贷约束对财政政策效果的影响存在显著差异,而宏观审慎政策由强变弱和货币政策盯住产出系数变小能够增强政府消费和转移支付的乘数效应,但同时也会导致所得税和广义消费税对经济增长的抑制作用变大。本文进一步探讨了“以信贷约束为代表的宏观审慎政策+混合型或价格型或数量型货币政策”等双支柱调控转型对财政政策效果的影响效应,认为家庭信贷约束由弱变强对财政政策乘数效应的影响极小,但是,如果针对企业的信贷约束由弱变强则必将极大削弱财政政策效果。

关键词: 宏观审慎政策 货币政策转型 财政政策乘数

一、引言

“十四五”期间中国经济处于结构转型,朝着高质量、高效率、可持续方向稳步发展,但也存在新特点、新风险和新挑战。当前经济下行压力明显加大、供需结构失调、金融风险复杂多变,特别是,中国正处于经济结构转型和增长动力转换的重要历史节点,虽然近年来我国正在逐步转变经济增长方式,通过提升经济的内生增长动力,以期推动经济向高质量发展转型,但长期以来,我国宏观经济增长主要依赖于“债务投资”推动,由此导致宏观杠杆高企。同时,周期性和结构性的问题交织呈现,这也给新时代宏观调控提出了新挑战。因此,国家层面也将健全和完善宏观治理体系作为工作重点,如十九大报告明确提出“健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架”。2019 年中央经济工作会议提出财政政策需要提质增效和调整优化结构。十九届六中全会更强调要“完善宏观经济治理,创新宏观调控思路和方式,增强宏观政策自主性,实施积极的财政政策和稳健的货币政策”。2021 年中央经济工作会议指出“财政政策和货币政策要协调联动”“积极的财政政策要提质增效、更可持续”。二十大报告也强调“健全宏观经济治理体系,发挥国家发展规划的战略导向作用,加强财政政策和货币政策协调配合,着力扩大内需,增强消费对经济发展的基础性作用和投资对优化供给结构的关键作用”。在此背景下,思考宏观审慎政策和货币政策调控转型如何有效搭配促进财政政策提质增效就显得尤为重要。更重要的是,十九大报告将防范化解重大风险作为三大攻坚战之一,此后,我国政策当局围绕坚守不爆发系统性金融风险的底线采取相对较强的信贷约束政策。那么,在该时代背景下,其对我国后续的宏观调控政策,特别是财政政策效果会产生什么

^{*} 陈创练,暨南大学金融研究所、暨南大学南方高等金融研究院,邮政编码:510632,电子信箱:chenchuanglian@aliyun.com;高锡蓉(通讯作者),中共东莞市委党校、暨南大学经济学院,邮政编码:523083,电子信箱:gaoxirong@aliyun.com;徐锦辉,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子信箱:xujinhui52@163.com;郭玉清,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:guoyq@nankai.edu.cn。本文研究得到国家社科基金重点项目(21AZD027)的资助。作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见。当然,文责自负。

样的影响,是一个亟待解决的重要问题。鉴于此,本文首先采用门限向量自回归(TVAR)模型,实证检验不同信贷约束下财政政策效果差异,然后构建了包括耐心和非耐心家庭、企业、商业银行、中间品厂商、最终品厂商、货币部门和财政部门等多部门的动态随机一般均衡(DSGE)模型,并将家庭和企业信贷约束分别纳入模型中,系统考察了信贷约束渐进式改革对五类财政政策乘数的动态影响。基于反事实方法探究了信贷约束强弱转换和货币政策转型对财政政策效果影响的作用机理。在此基础上,阐释宏观审慎政策与货币政策的最优搭配模式。最后,本文测度了信贷约束渐进式改革以来财政政策乘数效应的动态演变,以期对双支柱政策调控转型与财政政策的协调搭配提供理论基础和有益参考,进而为未来中国宏观调控政策的改革与执行以及财政政策的提质增效提供决策建议。

纵观现有文献,目前估计财政政策乘数的主流方法包括实证模型和DSGE模型两类。其中,基于实证模型测定财政政策乘数的方法多数采用向量自回归(VAR)模型或结构式向量自回归(SVAR)模型。如Mittnik & Semmler(2012)采用依赖于制度的VAR方法估计了美国的财政政策乘数,结果表明美国财政政策乘数随经济周期状态变化而发生改变;也有学者采用VAR模型研究表明,政府支出乘数和税收乘数在经济繁荣时期和金融危机期间存在差异(Filipovski et al., 2016)。还有部分学者采用SVAR进行估计,代表性研究如Goyal & Sharma(2018)采用SVAR模型对印度的政府支出乘数进行估计,并将其分解为政府支出乘数和收入乘数。而基于理论模型测定财政政策乘数多数基于DSGE的模型框架。如有学者通过DSGE模型对英国的财政政策乘数进行测度,研究表明政府消费和政府投资在短期内具有最大的乘数,而从长期看,资本所得税和公共投资对产出的影响占主导地位(Bhattarai & Trzeciakiewicz, 2017);还有研究构建了包括新闻渠道的DSGE模型以分析新闻对财政政策效果的影响,结果表明新闻渠道提高了模型的拟合程度,与一般模型计算出的乘数相比,该模型具有更高的财政政策乘数(Perendia & Tsoukis, 2021)。与此同时,对于财政政策乘数的大小,基于不同国家、不同样本或者不同测算方法的估计结果也存在显著差异。其中,Ramey(2011)基于结构化向量自回归模型(SVAR)估计财政支出乘数数值波动在0.6—1.2之间。Afonso & Leal(2019)采用SVAR模型计算了2000—2016年欧元区国家的年均财政支出乘数为0.64,收入、财富税以及生产和进口税的乘数分别为-0.10和-0.32,表明政府支出对产出有积极影响,而税收对产出有抑制作用。此外,Canzoneri et al.(2016)将财政政策乘数与经济周期相联系并构建动态随机一般均衡模型(DSGE),结果显示,财政支出乘数具有明显的逆周期性,其数值在经济萧条时期大于2,而在经济繁荣时期低于1。近年来,也有不少研究依据政府支出的区域横截面数据估算出区域财政乘数,从而间接推断总体财政政策效应。代表性研究包括,国际货币基金组织IMF(2017)将中国省委书记的任期作为外生冲击,估算中国财政政策乘数从2001—2008年的0.75上升到2010—2015年的1.4,并认为财政政策乘数随着经济增长的速度减缓而增加。Kameda et al.(2021)基于日本县级账户与地方公共财政的数据,测算得出地区支出乘数为1.7,并发现政府支出对私人消费和投资存在较大挤入效应,区域内总支出具有正溢出效应。此外,财政政策乘数变化受诸多因素影响,特别是,货币政策与财政政策存在交互影响。故此,有学者将货币政策引入乘数研究的模型中,发现当面临名义利率零下限约束,即货币政策极端宽松时,政府支出乘数的数值变得相当大,其主要原因是宽松货币政策环境下,私人部门具有更多可以支配的资源,此时,财政政策扩张必能挤入更多私人消费和投资,由此更有助于提高实际产出(Christiano et al., 2011)。而在政策时滞上,目前研究存在两种观点,有学者认为政府公共投资和企业所得税对乘数的影响是长期甚至永久的(Coenen et al., 2012);但也有学者研究表明,在两年内调整税收、转移支付、政府消费与政府支出所引致总产出变动的持续时间通常不会超过十年(Kumhof et al., 2013)。

现有文献对货币政策、宏观审慎政策与财政政策三者协调配合的研究相对较少,大部分学者以两个政策的有效搭配作为研究对象,其中,关于财政—货币政策协调配合的研究最为丰富。早期研

究多数是在博弈论框架下展开,代表性研究如 Saulo et al.(2013)利用纳什博弈、Stackelberg 博弈与合作博弈三种方法分析财政与货币政策相互作用的关系,结果发现 Stackelberg 博弈效果最佳。Krus & Woroniecka-Leciejewicz(2018)采用博弈论方法对波兰不同时间段执行的财政与货币政策组合以及采用的政策组合进行对比,分析了最佳响应策略、纳什均衡以及帕累托最优。此后,随着动态随机一般均衡模型逐渐成为分析宏观经济问题的主流方法,学者们开始在该框架下拓展模拟分析最优的宏观政策搭配组合。如 Flotho(2018)采用 DSGE 模型分析货币与财政政策的相互作用,研究发现在“零利率下限”约束下,财政政策在稳定经济中发挥了积极作用。同时, Mahmoudinia et al.(2018)在博弈论和 DSGE 模型框架下,研究得出伊朗经济中财政和货币政策的最佳规则,并且发现财政与货币政策合作时,有助于提高社会福利。此外, Oliver & Horst(2022)还探讨了欧元区外围国家的财政政策如何应对主权债券收益率下降的货币政策冲击。最近,部分学者开始探讨货币政策与宏观审慎政策的有效搭配问题,其研究视角主要有三类:第一类为宏观审慎政策与信贷的关系,有学者评估了宏观审慎工具的有效性及其与货币政策的相互作用,研究表明宏观审慎工具对信贷增长的影响更大,且货币政策能强化其政策效果,还有学者将研究重点放在爱尔兰和荷兰两个国家,并研究了全球金融危机以来,宏观审慎政策的使用是否影响了欧元区和外国货币政策对这两个小型开放经济体抵押贷款的影响(Everett et al.,2021);第二类研究视角为货币和宏观审慎政策在经济稳定中的相互作用关系, Silvo(2019)研究发现同时实施货币政策和宏观审慎政策可以实现稳定通货膨胀和产出缺口的目的;第三类视角是国内宏观审慎政策与国外货币政策间的相互作用,如 Bush et al.(2021)关注了智利、墨西哥和俄罗斯三个国家的宏观审慎政策是否与核心国家的货币冲击相互作用, Cao et al.(2021)也进行了类似的研究,发现在挪威和瑞典这两个国家中,国内的宏观审慎政策有助于减轻国外货币意外冲击带来的不利影响。

国内对财政政策乘数较早的代表性研究可追溯到刘溶沧和马拴友(2002)基于 IS-LM 框架发现中国财政支出乘数在 1998—2000 年逐年下降,分别为 2.19、2.16 和 2.15。同样基于 IS-LM 框架,郭庆旺等(2004)测得中国财政政策乘数从 1998 年的 1.74 下降到 2002 年的 1.56。此外,陈诗一和陈登科(2019)将经济周期纳入分析框架,采用 SVAR 模型估计经济周期不同阶段的中国财政支出乘数,研究得出经济低迷期与经济繁荣期的财政支出乘数分别为 0.85 和 0.37,前者为后者的 2.3 倍。陈创练等(2019)则基于约束 VAR 模型,构建出具有微观基础的一般均衡模型分析中国财政政策乘数,研究表明,中国政府投资乘数自改革开放以来呈减弱趋势,政府消费乘数呈小幅下降态势,但政府税收乘数显著为负且相对较为稳定,并未引发大规模挤占效应。关于货币政策、宏观审慎政策与财政政策三者搭配,国内学者也多以两个政策作为研究对象,有学者将货币和财政政策作为研究对象,发现财政政策和货币政策“双宽松”能够增强宏观调控的政策效果,代表性研究如卞志村等(2019)探究了财政与货币搭配问题,通过构建 DSGE 模型考察了货币政策转型中不同财政工具的调控效果,研究表明,货币政策转型会影响财政冲击对私人资本的挤出效应强度,由此对财政政策乘数产生显著影响,故此,中国财政政策应紧密协同货币政策调控框架的转型进程,并在财政工具的选择上注重结构性减税和投资补贴。王志刚和朱慧(2021)认为中国实行积极财政政策同时搭配宽松货币政策,可以使得财政支出对投资不产生明显的挤出效应。还有学者将财政或货币政策与宏观审慎政策搭配作为考察对象,如朱军等(2018)研究表明“宏观审慎双支柱+财政整顿政策”的组合政策效果明显优于“宏观审慎双支柱”政策;方意等(2019)从系统性风险视角分析了宏观审慎政策对金融稳定的作用以及货币政策对系统性风险的潜在溢出效应;马勇和付莉(2020)则基于 DSGE 模型探究了不同经济金融冲击下宏观审慎政策和货币政策组合的金融稳定效应。近期还有学者研究了“双支柱”政策和财政政策的优化搭配问题,如马勇和吕琳(2021)研究“双支柱”政策和政府债务对财政政策效果的影响,发现“双支柱”政策强度变化对财政政策效果的影响具有动态调整特征。

纵观上述文献,目前多数研究集中于对财政政策乘数的测算,虽然也有学者探究“双支柱”政策和财政政策的搭配效果,但其主要集中于单一财政政策以及双支柱政策强度变化对财政政策的影响,尚未考虑近年来我国信贷约束渐进式改革以及货币政策转型对财政政策效果的影响。而对该问题展开系统性研究具有重要意义:一方面,有助于厘清家庭信贷约束和企业信贷约束分别改变时,以信贷约束为代表的宏观审慎政策和货币政策对财政政策乘数的作用机制是否存在显著差异,从而能够为财政政策提质增效提供对策建议;另一方面,也能够为未来我国以信贷约束为代表的宏观审慎政策、货币政策和财政政策协调搭配提供理论基础。鉴于此,本文在实证检验财政政策乘数具有门限效应基础上,构建了一个包括“双支柱”政策和财政政策的动态随机一般均衡模型,系统地考察了家庭和企业信贷约束以及货币政策规则对五类财政政策乘数的影响,并基于反事实的方法探究了信贷约束强弱转换、货币政策转型对财政政策效果影响的作用机理,最后,采用循环求解的方法,模拟家庭贷款价值比、企业贷款价值比、政府投资、政府消费、转移支付、所得税、消费税七类时变数据在模型中同时变更,求解出每一季度的财政政策乘数,从而测度了五类财政政策乘数在以贷款价值比为代表的宏观审慎政策渐进式改革背景下的时变动态演变历程。本文的边际贡献主要体现在:第一,将非耐心部门分为非耐心家庭和非耐心企业家,构建了一个同时嵌入家庭和企业双重信贷约束的多部门动态随机一般均衡模型,首次通过中国证监会指定的上市公司信息披露网站“巨潮资讯网”(www.cninfo.com.cn)手工收集得到企业信贷约束数据,并结合中国实际对参数进行校准,测度了家庭和企业两类信贷约束在不同搭配情形下的财政政策乘数效应。第二,在上述模型框架基础上,基于反事实方法对比刻画了微观主体结构性参数对不同信贷约束水平下财政政策乘数的影响效应,同时,模拟分析了不同家庭信贷约束或企业信贷约束强度下,货币政策转型或政策取向偏好变迁对财政政策乘数的影响效应,从而探究“双支柱”政策如何有效搭配能够实现财政政策的提质增效,以期对政策制定和实施提供有益参考。第三,在DSGE模型中创新性进行循环动态求解,将2001—2020年间的每一季度贷款价值比与财政政策数据导入至混合型货币政策的基准贝叶斯模型,同时,变更上述实际数据求解得到每一季度的财政政策乘数,拟合出2001年信贷约束渐进式改革以来财政政策乘数的动态演变,着重分析了企业信贷约束强度变化对财政政策效果的影响,进而为宏观审慎政策与财政政策协调搭配提供决策参考依据。

二、信贷约束与财政政策乘数效应的实证检验

(一) 门限向量自回归模型与财政政策乘数测算方法

为了测度不同信贷约束下政府消费、政府投资、转移支付以及政府税收的政策效果,本文采用门限向量自回归模型进行建模。考虑到产出、私人投资和居民消费具有内生关系,本文分别构建两组模型测度政府融资和财政支出的乘数效应。令 Y_t 表示产出, C_t 表示居民消费, I_t 表示私人投资, τ_t 表示政府税收, G_t^c 表示政府消费, G_t^I 表示政府投资, $\pi_{g,t}^T$ 表示转移支付, LTV_t 表示信贷约束,则政府融资的模型为 $X_{1t} = (\ln Y_t, \ln C_t, \ln I_t, \ln \tau_t, LTV_t)$,财政支出的模型为 $X_{2t} = (\ln Y_t, \ln G_t^c, \ln G_t^I, \ln \pi_{g,t}^T, \ln C_t, \ln I_t, LTV_t)$,由此构建门限简约式VAR模型:

$$X_{it} = A_1 + \omega_1(L) X_{it} + \xi_{1t} + [A_2 + \omega_2(L) X_{it} + \xi_{2t}] I(T > tar) \quad (1)$$

其中 $i=1, 2$; $\omega_1(L)$ 表示滞后多项式, L 为滞后算子; A_j ($j=1, 2$)为待估参数。 $I(\cdot)$ 为示性函数,当门限变量 $T > tar$ 时 $I=1$;反之,当 $T \leq tar$ 时 $I=0$ 。 ξ_{jt} ($j=1, 2$)表示残差项。通过该门槛效应设定,可构建出两区制的VAR模型系统,并将不同政策工具冲击下的脉冲响应函数代入(18)式可计算得到在信贷约束高低区制下的财政政策乘数。^①

① 受限于数据的可获得性,基于TVAR模型只计算不同区制的税收乘数,并未区分所得税乘数和消费税乘数。

(二) 数据来源

考虑到企业贷款价值比数据的可得性,样本选取时间跨度为 2001 年第一季度至 2020 年第四季度。数据说明如下:选取去季节性的实际 GDP 作为产出替代变量;将剔除价格因素的实际政府消费、居民消费和政府税收季度分解后可得政府消费、居民消费和政府税收数据;参考陈创练等(2019)将国家预算内实际到位资金作为政府投资替代变量;固定资产投资完成额剔除政府投资和企业融资后得到私人投资;参考张佐敏(2013)将社会保障与就业支出、医疗卫生支出、教育支出和文化体育与传媒支出之和作为转移支付的替代变量;选取贷款价值比作为信贷约束的替代变量。根据 Alam et al.(2019)构建的宏观审慎政策综合数据库(iMaPP)中的月度数据,通过季度平均计算出季度 LTV;将实际经济增长与经济增长目标之差作为经济周期的替代变量。数据来源于国家统计局、《中国统计年鉴》、财政部、国际货币基金组织和各年《国民经济和社会发展计划执行情况与国民经济和社会发展计划草案的报告》。

(三) 财政政策现值乘数估计结果及分析

本文通过门限向量自回归(TVAR)模型,探究不同信贷约束(LTV)区制下政府消费、政府投资、转移支付和政府税收乘数的差异。首先,为了剔除经济周期 yc_t 的影响,构建剔除经济周期的 LTV 估计规则: $LTV_t = \psi_0 + \psi_1 yc_t + \mu_t$,其中 μ_t 为随机波动项,可得剔除经济周期影响后的 LTV,记为 LTV_{new} 。在此基础上,将 LTV_{new} 作为门限变量,采用门限向量自回归(TVAR)模型估计出脉冲响应函数,并在此基础上分别计算出两个区制的提前 8 期(短期)、提前 12 期(中期)和提前 16 期(长期)的各类财政政策现值乘数。依据门限阈值估计结果,定义当信贷约束小于等于 77.4%时为区制 1,当信贷约束大于 77.4%时,定义为区制 2。

表 1 不同信贷约束下的财政政策现值乘数

现值乘数	区制 1(信贷约束小于等于 77.4%)			区制 2(信贷约束大于 77.4%)		
	提前 8 期	提前 12 期	提前 16 期	提前 8 期	提前 12 期	提前 16 期
政府消费	0.304	0.396	0.466	0.368	0.502	0.602
政府投资	2.237	2.975	3.541	3.909	5.249	6.404
转移支付	1.081	1.443	1.683	1.422	1.926	2.348
政府税收	-1.992	-2.597	-3.383	-2.728	-3.786	-4.737

由表 1 结果可知,政府投资乘数远大于政府消费乘数,说明在推动经济增长上,政府投资显著优于政府消费。从不同区制对比看,信贷约束宽松时期(区制 2),政府投资乘数显著高于信贷约束相对紧缩时期(区制 1),高出的幅度超过 75 个百分点。同时,对于政府消费乘数,信贷宽松时期也高于信贷紧缩时期,但基于不同提前期高出的幅度大约为 21%—29%。转移支付乘数在宽松时期的政策效果也平均高于紧缩时期 34 个百分点。由此表明,信贷收缩会显著降低三类政府支出乘数。此外,对于政府税收乘数,紧缩时期的乘数小于宽松时期,表明收紧流动性约束有助于降低税收对经济增长的抑制作用。从上述分析可知,在不同流动性区制下财政政策乘数存在显著差异,但究竟流动性约束是通过何种途径降低政府支出乘数是一个非常值得深究的话题。其主要原因在于 2016 年第三季度我国宏观杠杆率首次超过美国,其中,首当其冲的是企业杠杆规模较高,此后政策当局围绕坚守不爆发系统性风险的底线采取较强的信贷约束政策以期降低企业杠杆规模。那么,在该时代背景下,其对我国后续的宏观调控政策,特别是财政政策效果会产生什么样的影响,这是一个亟待解决的重要问题。为此,接下来本文将通过构建一个符合中国实际的动态随机一般均衡模型,并结合微观主体行为,考察中国渐进式改革和双支柱转型对财政政策乘数的影响效应。

三、理论模型

本文通过构建一个多部门的动态随机一般均衡 (DSGE) 模型, 将非耐心部门分为非耐心家庭和非耐心企业家, 同时嵌入家庭和企业贷款价值比, 以考察不同信贷约束对财政政策乘数的影响。本文最大的贡献是引入了家庭和企业部门信贷约束, 并将政府消费、政府投资、转移支付、广义消费税和所得税五类财政政策以及价格型和数量型两类货币政策纳入模型中, 通过求解以上模型, 并结合中国实际经验数据, 着重探究不同的家庭信贷约束或企业信贷约束强度下, 货币政策转型或政策取向偏好变迁对财政政策乘数的影响效应, 并进一步考察“双支柱”政策如何有效搭配能够实现对财政政策的提质增效。

(一) 耐心与非耐心部门

为了分别考察家庭信贷约束和企业信贷约束对财政政策乘数的影响, 本文设定耐心部门和非耐心部门, 其中, 耐心部门仅包括家庭, 即为耐心家庭, 他们存钱并将其贷款给非耐心部门; 而非耐心部门包括非耐心家庭和非耐心企业家, 两者都向耐心部门借钱。但是, 非耐心家庭通过抵押贷款用于购房, 而非耐心企业家则是贷款用于投资生产, 其抵押品可以是房产, 也可以是机器, 还可以是土地或者建筑物等固定资产, 体现的是企业可以用于抵押贷款的生产资料。

1. 耐心部门(家庭) 设定。假设经济中存在偏好相同且可无限存活的耐心家庭和非耐心家庭, 分别用下标 s 和 b 表示, 两类家庭占比分别为 θ 和 $1-\theta$, 耐心家庭的折现因子大于非耐心家庭, 即 $\beta_s > \beta_b$ 。耐心家庭通过选择当期消费、住房、劳动供给以及现金持有实现效用最大化。设定耐心家庭效用函数为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_s^t \left[\frac{C_{s,t}^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{H_{s,t}^{1-\sigma_h}}{1-\sigma_h} + \frac{\left(\frac{M_{s,t}}{P_t}\right)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m} - \psi_l \frac{l_{s,t}^{1+\sigma_l}}{1+\sigma_l} \right] \quad (2)$$

其中, E_0 为基于零期的期望算子, 参考陈创练等 (2019) 设定耐心家庭有效消费为 $C_{s,t}^* = C_{s,t} / (1+G_{c,t}/y_t)^{\varpi}$, $C_{s,t}$ 和 $G_{c,t}$ 分别为耐心家庭消费和政府消费, ϖ 为家庭消费与政府消费的弹性, 而 $H_{s,t}$ 、 $M_{s,t}/P_t$ 、 $M_{s,t}$ 和 $l_{s,t}$ 分别表示耐心家庭住房持有数、本期实际持有货币、名义货币持有量和劳动供给, P_t 为价格水平, σ_c 为有效消费跨期替代弹性的倒数, σ_h 为住房消费跨期替代弹性的倒数, σ_m 为货币持有的跨期替代弹性的倒数, σ_l 为劳动供给弹性的倒数, ψ_l 为休闲的效用比率。由此, 可设定耐心家庭预算约束为:

$$\begin{aligned} (1 + \tau_t^c) C_{s,t} + I_{s,t} + B_{g,t} + B_{s,t} + Q_t H_{s,t} + \frac{M_{s,t}}{P_t} &\leq (1 - \tau_t^i) \frac{W_{s,t}}{P_t} l_{s,t} \\ &+ [(1 - \tau_t^i) r_{s,t}^k u_{s,t} - \phi(u_{s,t})] k_{s,t-1} + \frac{R_{t-1} B_{g,t-1}}{\pi_t} + \frac{R_{t-1} B_{s,t-1}}{\pi_t} + Q_t H_{s,t-1} + \frac{M_{s,t-1}}{P_t} + \tau_{s,t}^T \end{aligned} \quad (3)$$

其中 τ_t^c 为广义消费税税率, $I_{s,t}$ 、 $B_{s,t}$ 、 $B_{g,t}$ 、 $W_{s,t}/P_t$ 分别为耐心家庭投资、存款、购买的国债和实际工资, Q_t 为实际房价, τ_t^i 为所得税税率, $R_{t-1} B_{s,t-1}/\pi_t$ 为家庭 $t-1$ 期的存款在 t 期经通胀调整后的实际本息之和, $R_{t-1} B_{g,t-1}/\pi_t$ 为家庭 $t-1$ 期的国债在 t 期经通胀调整后的实际本息之和。参考 Kliem & Kriwoluzky (2014) 设定私人资本利用率为 u_t , $r_{s,t}^k$ 为资本回报率, $\phi(u_{s,t})$ 为资本利用成本, $k_{s,t}$ 为耐心家庭私人资本存量, $\tau_{s,t}^T$ 为政府对耐心家庭的转移支付。

借鉴 Kliem & Kriwoluzky (2014) 设定耐心家庭的资本累积方程为:

$$k_{s,t} = (1 - \delta) k_{s,t-1} + \varepsilon_{i,t} \left[1 - s \left(\frac{I_{s,t}}{I_{s,t-1}} \right) \right] I_{s,t} \quad (4)$$

其中 ε_{it} 表示投资冲击 δ 为资本折旧率 $(1-\delta)k_{s,t-1}$ 为耐心家庭上一期折旧后的剩余资本,而投资按调整成本函数 $s(I_t/I_{t-1}) = \rho/2(I_t/I_{t-1}-1)^2$ 进行调整 ρ 为调整成本参数。

2. 非耐心部门设定。非耐心部门的效用最大化问题与耐心家庭的区别在于非耐心部门可通过以房产等为代表的生产类抵押品获得贷款并用于投资生产。因此,根据抵押品种类和抵押目的,本文将非耐心部门分为非耐心家庭和(非耐心)企业家,其中,家庭将住房抵押的目的是购买房产,而企业家则是将其房产、机器、土地或者建筑物等抵押获得贷款用于扩大再生产。

(1) 非耐心家庭。非耐心家庭的效用函数与耐心家庭的设定相一致,具体如下:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^t \left[\frac{C_{b,t}^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{H_{b,t}^{1-\sigma_h}}{1-\sigma_h} + \frac{\left(\frac{M_{b,t}}{P_t}\right)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m} - \psi_l \frac{l_{b,t}^{1+\sigma_l}}{1+\sigma_l} \right] \quad (5)$$

其中,参考陈创练等(2019)设定非耐心家庭有效消费为 $C_{b,t}^* = C_{b,t}(1+G_{c,t}/y_t)^{\overline{\omega}}$, $C_{b,t}$ 、 $H_{b,t}$ 、 $M_{b,t}$ 、 P_t 、 $M_{b,t}$ 和 $l_{b,t}$ 分别表示非耐心家庭消费、住房持有数、本期实际持有货币、名义货币持有量和家庭劳动供给。由此,可设定非耐心家庭预算约束为:

$$\begin{aligned} (1+\tau_t^c)C_{b,t} + \frac{R_{t-1}B_{b,t-1}}{\pi_t} + Q_t H_{b,t} + \frac{M_{b,t}}{P_t} \leq \\ (1-\tau_t^i) \frac{W_{b,t}}{P_t} l_{b,t} + [(1-\tau_t^i)r_{b,t}^k u_{b,t} - \phi(u_{b,t})]k_{b,t-1} + B_{b,t} + Q_t H_{b,t-1} + \frac{M_{b,t-1}}{P_t} + \tau_{b,t}^T \end{aligned} \quad (6)$$

其中 $I_{b,t}$ 、 $k_{b,t}$ 、 $B_{b,t}$ 和 $W_{b,t}/P_t$ 分别为非耐心家庭投资、私人资本存量、获得的抵押贷款额和实际工资, $\tau_{b,t}^T$ 为政府对非耐心家庭的转移支付。非耐心家庭的资本累积方程形式与耐心家庭相同。而非耐心家庭面临信贷约束:^①

$$B_{b,t} \leq E_t(\eta_b Q_{t+1} H_{b,t} \pi_{t+1} / R_t) \quad (7)$$

其中 η_b 为非耐心家庭贷款价值比,衡量非耐心家庭通过抵押住房获得信贷的能力。

(2) 非耐心企业家。企业家效用为未来消费现值,与家庭相比企业家耐心更差,由此假设 $\beta_e < \min(\beta, \beta_c)$ 。同时,为了与非耐心家庭区分,本文设定以房产等为代表的生产类抵押品不进入效用函数,但是直接进入生产函数。故此,设定企业家的效用函数为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_e^t \left(\frac{C_{e,t}^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} \right) \quad (8)$$

其中,与家庭有效消费相一致,令 $C_{e,t}$ 表示企业家消费,则企业家有效消费由柯布-道格拉斯需求函数 $C_{e,t}^* = C_{e,t}(1+G_{c,t}/y_t)^{\overline{\omega}}$ 决定。故此,企业家面临预算约束为:

$$\begin{aligned} (1+\tau_t^c)C_{e,t} + I_{e,t} + R_{t-1}B_{e,t-1}/\pi_t + Q_t H_{e,t} \leq \\ [(1-\tau_t^i)r_{e,t}^k u_{e,t} - \phi(u_{e,t})]k_{e,t-1} + r_{e,t}^H H_{e,t-1}^e + B_{e,t} + Q_t H_{e,t-1} + \tau_{e,t}^T \end{aligned} \quad (9)$$

其中 $I_{e,t}$ 为企业投资, $H_{e,t}$ 为企业家 t 期以房产、机器、土地或者建筑物等为代表的生产类抵押品, $\mu_{e,t}$ 为企业家资本的利用率, $k_{e,t}$ 为企业家资本存量, $r_{e,t}^H H_{e,t-1}$ 为租金回报, $B_{e,t}$ 为企业家在 t 期从家庭借入的资金,并支付本息和 $R_{t-1}B_{e,t-1}/\pi_t$, $\tau_{e,t}^T$ 为政府对企业的转移支付。此外,企业家资本累积方程形式与耐心家庭相同。而企业家面临的信贷约束为:

$$B_{e,t} \leq E_t \left(\frac{\eta_e Q_{t+1} H_{e,t} \pi_{t+1}}{R_t} \right) \quad (10)$$

① 本文研究表明,家庭信贷约束对财政政策乘数的影响微乎其微,受篇幅限制,结果备索。

其中 η_e 为企业贷款价值比, 该数值越大, 表明企业通过抵押获得信贷的融资能力越强。

(二) 企业部门

1. 最终品厂商。设定最终产品生产函数为:

$$y_t = \left[\int_0^1 y_t(j) \frac{\theta_p - 1}{\theta_p} dj \right]^{\frac{\theta_p}{\theta_p - 1}} \quad (11)$$

其中 y_t 为最终产品, $y_t(j)$ 为投入生产的中间品, θ_p 为中间品替代弹性。

2. 中间品厂商。中间品厂商利用企业家提供的以房产等为代表的生产类抵押品和资本、异质性家庭部门提供的劳动力和私人资本、政府部门提供的政府投资进行中间品生产, 生产函数为:

$$y_t(j) = (G_{I,t})^v [H_{e,t-1}(j)]^n \{ [u_{s,t} k_{s,t-1}(j)]^\theta [u_{b,t} k_{b,t-1}(j)]^{1-\theta} \}^{1-\kappa} [u_{e,t} k_{e,t-1}(j)]^\kappa \alpha [l_{s,t}(j)^\theta l_{b,t}(j)^{1-\theta} \varepsilon_{z,t}]^{1-\alpha-n-v} - \Omega \quad (12)$$

其中 $G_{I,t}$ 为政府投资, v 为政府投资产出弹性, n 为生产类抵押品的产出弹性, κ 为企业融资占比, α 为资本产出弹性, $1-\alpha-n-v$ 为劳动产出弹性, Ω 表示生产的固定成本。假设中间品厂商遵循 Calvo(1983) 的定价规则引入价格粘性, 即中间品厂商每期有 $(1-\gamma_p)$ 的概率可以重新调整价格。

(三) 商业银行

本文参考 Gertler & Karadi(2011) 在模型中设定商业银行部门, 假定商业银行在 t 时期具有权益资本 Γ_t , 即为银行的自有资本, 而银行作为金融中介, 它可以从耐心家庭中获得储蓄存款 $B_{s,t}$, 并将自有资本和储蓄存款放贷给非耐心部门, 假定放贷给非耐心家庭和非耐心企业家的规模分别为 $B_{b,t}$ 与 $B_{e,t}$ 。根据会计准则中资产负债表要求, 可得商业银行信贷恒等式满足 $B_{b,t} + B_{e,t} = \Gamma_t + B_{s,t}$ 。由此, 可以进一步推导得到银行的资本比率为:

$$\vartheta_t = \Gamma_t / (\Gamma_t + B_{s,t}) = \Gamma_t / (B_{b,t} + B_{e,t}) \quad (13)$$

其中 ϑ 即为资本充足率指标, 根据《巴塞尔协议 III》的规定可知资本总额与加权风险资产总额的比例, 即资本充足率不得低于 8%。因此, 本文可以通过调整资本充足率指标 ϑ_t 进一步探究商业银行行为是否通过信贷渠道影响财政政策效果。^①

(四) 货币部门

产出和通胀是央行制定货币政策考虑的两大目标, 同时, 考虑到中国货币政策的改革历史和转型特征, 在模型中, 分别设定价格型货币政策、数量型货币政策和混合型货币政策三种规则, 参考卞志村等(2019) 设定货币政策规则为:

$$\begin{aligned} \lambda \hat{R}_t + (1-\lambda)(-\hat{g}_t^m) = & \lambda [\rho_r \hat{R}_{t-1} + (1-\rho_r)(\rho_\pi^r \hat{\pi}_t + \rho_y^r \hat{y}_t^{GDP})] + (1-\lambda) [\rho_m(-\hat{g}_{t-1}^m) \\ & + (1-\rho_m)(\rho_\pi^m \hat{\pi}_t + \rho_y^m \hat{y}_t^{GDP})] + \hat{\zeta}_{m,t} \end{aligned} \quad (14)$$

其中 $\hat{\pi}_t$ 和 \hat{y}_t^{GDP} 分别为通胀和产出对其稳态值的对数偏离, ρ_r 为利率平滑参数, ρ_π^r 为利率对通胀的反应系数, ρ_y^r 为利率对产出的反应系数。 $\hat{g}_t^m = M_{a,t}/M_{a,t-1}$ 为货币增速, ρ_m 为货币增速平滑因子, ρ_π^m 为货币增速对通胀的反应系数, ρ_y^m 为货币增速对产出的反应系数。本文采用 λ 衡量货币政策中价格型货币政策比重, 以刻画货币政策转型对财政政策的影响, 当 λ 为 0 和 1 时, 分别表示数量型和价格型货币政策; 当 $\lambda \in (0, 1)$ 时, 则表示混合型货币政策。 $\hat{\zeta}_{m,t}$ 为混合型货币政策冲击且服从独立同分布。价格型和数量型货币政策中通胀和产出的反应系数设定为可变的, 从而能够探究两类货币政策盯住不同政策目标的强度变化对财政政策乘数的影响。

(五) 财政部门

^① 本文模拟表明, 银行部门在不同资本充足率约束下并不影响财政政策的乘数效应, 受篇幅限制, 结果备索。

财政部门的政策制定遵循收支平衡规则,其中,收入端包括税收收入 x_t 、政府通过新增货币供应获得的铸币税收入 $(M_{a,t}-M_{a,t-1})/P_t$ 和政府发行的国债 $B_{g,t}$;支出端则包括政府消费 $G_{c,t}$ 、政府投资 $G_{i,t}$ 、转移支付 $\tau_{a,t}^T$ 和政府实际支付的家庭购买国债的本金与利息总和 $R_{t-1}B_{g,t-1}/\pi_t$ 。由此,可设定政府的预算约束为:

$$G_{c,t} + G_{i,t} + \tau_{a,t}^T + R_{t-1}B_{g,t-1}/\pi_t = x_t + (M_{a,t} - M_{a,t-1})/P_t + B_{g,t} \quad (15)$$

同时,结合中国税收收入的主要构成,本文将税收收入 x_t 分解为所得税 $x_{i,t}$ 和广义消费税 $x_{c,t}$ 两类,令 $C_{a,t}$ 表示总消费,则广义消费税税收可表示为 $x_{c,t} = \tau_{c,t}^c C_{a,t}$,所得税税收可由 $x_{i,t} = \tau_{i,t}^i (w_{s,t} l_{s,t} + w_{b,t} l_{b,t} + r_{s,t}^k u_{s,t} k_{s,t-1} + r_{b,t}^k u_{b,t} k_{b,t-1} + r_{e,t}^k u_{e,t} k_{e,t-1})$ 决定。

本文将产出作为所得税和广义消费税调控目标,并分别设定两种税率的动态调整规则为:

$$\hat{\tau}_t^x = \rho_x \hat{\tau}_{t-1}^x + (1 - \rho_x) \eta_y^x \hat{y}_t^{GDP} + \hat{\zeta}_{\tau^x,t}, \quad x \in \{i, c\} \quad (16)$$

其中, $\hat{\tau}_t^x$ 表示该变量对其稳态值的对数偏离, $x \in \{i, c\}$ 分别表示所得税与消费税, ρ_x 为税率平滑参数, η_y^x 为税率对产出反应系数, $\hat{\zeta}_{\tau^x,t}$ 为税率冲击,服从独立同分布。

(六) 市场出清与冲击

市场出清时,总消费 $C_{a,t}$ 是耐心家庭消费 $C_{s,t}$ 、非耐心家庭消费 $C_{b,t}$ 及企业家消费 $C_{e,t}$ 的总和;总投资 $I_{a,t}$ 是耐心家庭投资 $I_{s,t}$ 、非耐心家庭投资 $I_{b,t}$ 及企业家投资 $I_{e,t}$ 之和;住房总供应量 $H_{a,t}$ 是耐心家庭住房 $H_{s,t}$ 、非耐心家庭住房 $H_{b,t}$ 和企业家以房产、机器、土地或者建筑物等为代表的生产类抵押品 $H_{e,t}$ 之和;政府转移支付 $\tau_{a,t}^T$ 是耐心家庭转移支付 $\tau_{s,t}^T$ 、非耐心家庭转移支付 $\tau_{b,t}^T$ 和企业家转移支付 $\tau_{e,t}^T$ 之和;家庭存款 $B_{s,t}$ 与商业银行权益资本 \hat{t} 加总等于非耐心家庭获得的抵押贷款数额 $B_{b,t}$ 和企业家从家庭获得的贷款 $B_{e,t}$ 之和;家庭名义货币持有量 $M_{a,t}$ 是耐心家庭名义货币持有量 $M_{s,t}$ 和非耐心家庭名义货币持有量 $M_{b,t}$ 之和。经资本利用成本调整后的总产出为:

$$y_t^{GDP} = y_t - \phi(u_{s,t}) k_{s,t-1} - \phi(u_{b,t}) k_{b,t-1} - \phi(u_{e,t}) k_{e,t-1} \quad (17)$$

本文所构建的模型共包括所得税税率冲击 $\hat{\zeta}_{\tau^i,t}$ 、广义消费税税率冲击 $\hat{\zeta}_{\tau^c,t}$ 、混合型货币政策冲击 $\hat{\zeta}_{m,t}$ 、政府消费冲击 $\hat{G}_{c,t}$ 、政府投资冲击 $\hat{G}_{i,t}$ 、转移支付冲击 $\hat{\tau}_{a,t}^T$ 、住房供应冲击 $\hat{H}_{a,t}$ 、国债冲击 $\hat{B}_{g,t}$ 、技术进步冲击 $\hat{\varepsilon}_{z,t}$ 和投资冲击 $\hat{\varepsilon}_{i,t}$ 十个冲击。其中, $\hat{\zeta}_{\tau^i,t}$ 、 $\hat{\zeta}_{\tau^c,t}$ 和 $\hat{\zeta}_{m,t}$ 均服从均值为0的独立同分布,同时 $\hat{G}_{c,t}$ 、 $\hat{G}_{i,t}$ 、 $\hat{\tau}_{a,t}^T$ 、 $\hat{H}_{a,t}$ 、 $\hat{B}_{g,t}$ 、 $\hat{\varepsilon}_{z,t}$ 和 $\hat{\varepsilon}_{i,t}$ 均服从外生的一阶自回归过程。

(七) 财政政策乘数

为了刻画财政政策效果,本文参考 Mountford & Uhlig(2009)分别计算政府消费现值乘数 PV_{g^c} 、政府投资现值乘数 PV_{g^i} 、转移支付现值乘数 PV_{τ^T} 、所得税现值乘数 PV_{τ^i} 、广义消费税现值乘数 PV_{τ^c} 。以政府消费现值乘数为例,本文将测定出的一单位政府消费冲击导致提前 k 期产出响应值和政府消费响应值贴现至0期并分别加总,然后将二者的比值与政府消费占产出的比重相除,最终得到政府消费现值乘数。为了简便令 $\Psi = g^c \ g^i \ \tau^T \ \tau^i \ \tau^c$,则现值乘数计算公式为:

$$PV_{\Psi,h} = \frac{\sum_{j=1}^h (\prod_{i=0}^{h-j} R_{t+i}^r)^{-1} \Theta_j}{\sum_{j=0}^h (\prod_{i=0}^{h-j} R_{t+i}^r)^{-1} H_j} \bigg/ \left(\frac{\bar{H}}{\bar{Y}} \right) \quad (18)$$

其中, h 表示提前期, R_t^r 为实际利率, Θ_j 为 j 期产出对一单位 v_ψ 冲击的响应, H_j 为 j 期 H 对一单位 v_ψ 冲击的响应, \bar{H}/\bar{Y} 为 H 占产出比重, $H = G_c \ G_i \ \tau^T \ \tau^i \ \tau^c$ 分别表示政府消费、政府投资、转移支付、所得税、消费税。故此,根据(18)式可计算出五种财政政策乘数。

四、财政政策乘数测算

(一) 模型参数校准

本文采用参数校准赋值和贝叶斯方法估计得到模型各参数,首先对于已经由相关文献通过DSGE模型得到的一致估计结果的参数,采用参数校准法进行赋值,其他参数则根据中国实际数据估计或通过贝叶斯方法估计得到,数据时间跨度为2001年第一季度至2020年第四季度。

1. 参数校准。对于模型中常用的参数,本文采用参数校准、参考已有文献进行赋值或基于中国实际数据进行估计。参考 Alam et al.(2019) 构建的宏观审慎政策综合数据库(iMaPP)中关于中国家庭信贷约束数据,将家庭贷款价值比设为样本跨度最近一期的0.62;参考卞志村等(2019)将家庭折现因子设为0.994,参考陈创练等(2022)和孟宪春等(2018)将非耐心家庭折现因子设为0.98;参考陈小亮和马啸(2016)将企业家折现因子设为0.95;考虑到企业贷款价值比具有较强的动态调整特征,本文将人工收集实际数据样本跨度的均值0.61设置为企业贷款价值比;参考陈创练等(2019)将资本折旧率 δ 设为0.05;参考王立勇和徐晓莉(2019)、孟宪春等(2018)和陈创练等(2022)将资本产出弹性 α 设为0.4,政府投资产出弹性 ν 设为0.1,房产产出弹性 n 设为0.02,耐心家庭比例 θ 设为0.6;参考杨源源等(2019)将消费跨期替代弹性的倒数 σ_c 设为2;参考邓红亮和陈乐一(2019)将劳动供给弹性的倒数 σ_l 设为1;参考王云清等(2013)将投资调整成本 o 设定为4.417;参考Kliem & Kriwoluzky(2014)将资本利用成本 σ_u 设定为2;参考王立勇和徐晓莉(2018)将价格加成 θ_p 设为6;参考江春等(2018)将工资加成 θ_w 设为4.3;参考邓红亮和陈乐一(2019)的设定将价格粘性 γ_p 和工资粘性 γ_w 分别设为0.69和0.64;参考陈师等(2015)假设稳态中劳动力将1/3的时间用于工作。根据期内条件估计政府消费对居民消费半弹性 σ 为0.12。参考《巴塞尔协议III》最低资本充足率要求设定资本充足率 ϑ 为8%。根据中国经济数据计算出企业融资产出弹性占比 κ 为0.196、稳态时名义利率 \bar{R} 为1.00934,政府消费占总产出比重 \bar{G}_c/\bar{y} 、政府投资占总产出比重 \bar{G}_i/\bar{y} 和转移支付占总产出比重 $\bar{\tau}_a^T/\bar{y}$ 分别为0.182、0.033和0.069。参考刘溶沧和马拴友(2002)将劳动税和资本税之和作为所得税的替代变量,并将消费税、增值税和营业税之和作为广义消费税的替代变量。根据以上数据计算所得税税率 $\bar{\tau}^i$ 和广义消费税税率 $\bar{\tau}^c$ 分别设为0.140和0.123。数据来源于国家统计局。

2. 贝叶斯参数估计。对于一些参数在文献中取值差异较大,本文采用贝叶斯参数估计方法进行估计,参数先验分布则参照大多数文献进行设定,本文分为以下三类设定先验分布:

第一类是与家庭、企业部门有关的参数。参考Kliem & Kriwoluzky(2014)将住房偏好弹性的倒数 σ_h 和实际货币偏好弹性的倒数 σ_m 设为服从均值为1.5,标准差为0.5的Gamma分布。第二类是与政府部门相关的参数。参考卞志村等(2019)将利率平滑参数 ρ_r 和货币增速平滑参数 ρ_m 设为服从均值为0.6,标准差为0.1的Beta分布,将利率对通胀的反应系数 ρ_π^r 和货币增速对通胀的反应系数 ρ_π^m 设为服从均值为1.5,标准差为0.1的Gamma分布,将利率对产出的反应系数 ρ_y^r 设为服从均值为0.5,标准差为0.05的Gamma分布,将货币增速对产出的反应系数 ρ_y^m 设为服从均值为0.5,标准差为0.05的Gamma分布。将价格型货币政策比重 χ 设为服从均值为0.5,标准差为0.1的Beta分布。参考Kliem & Kriwoluzky(2014)将所得税平滑系数 ρ_i 和广义消费税平滑系数 ρ_c 设为服从均值为0.8,标准差为0.1的Beta分布,所得税对产出的反应系数 η_y^i 、广义消费税对产出的反应系数 η_y^c 设为服从均值为0,标准差为0.5的Norm分布。第三类是与政策类冲击、非政策类变量冲击相关的参数。参考孟宪春等(2018)将政策类冲击、非政策类变量冲击的AR(1)系数设定为服从均值为0.8,标准差为0.1的Beta分布,将标准差参数设定为服从均值为0.01,标准差为4的

Inverse Gamma 分布。最后,通过应用 Dynare 5.0 软件并基于马尔科夫蒙特卡罗模拟方法,使用 MH (Metropolis-Hastings) 算法随机抽样 40000 次,最后得到参数估计结果。表 2 为部分主要参数的贝叶斯估计结果(其他参数估计结果备索)。

表 2 部分参数的先验分布与贝叶斯估计结果

参数	参数含义	分布类型	先验分布	后验均值	90%可信区间
σ_h	住房偏好弹性的倒数	Gamma	(1.5, 0.5)	0.382	[0.0761, 0.883]
σ_m	实际货币偏好弹性的倒数	Gamma	(1.5, 0.5)	2.667	[1.800, 3.505]
ρ_r	利率平滑参数	Beta	(0.6, 0.1)	0.153	[0.111, 0.195]
ρ_π^r	利率对通胀的反应系数	Gamma	(1.5, 0.1)	2.031	[1.896, 2.177]
ρ_y^r	利率对产出的反应系数	Gamma	(0.5, 0.05)	0.304	[0.263, 0.348]
ρ_m	货币增速平滑参数	Beta	(0.6, 0.1)	0.343	[0.172, 0.519]
ρ_π^m	货币增速对通胀的反应系数	Gamma	(1.5, 0.1)	1.583	[1.417, 1.748]
ρ_y^m	货币增速对产出的反应系数	Gamma	(0.5, 0.05)	0.480	[0.402, 0.556]
χ	价格型货币政策比重	Beta	(0.5, 0.1)	0.795	[0.671, 0.914]
ρ_i	所得税平滑系数	Beta	(0.8, 0.1)	0.916	[0.879, 0.950]
η_y^i	所得税对产出的反应系数	Norm	(0, 0.5)	0.955	[0.687, 1.345]
ρ_c	广义消费税平滑系数	Beta	(0.8, 0.1)	0.757	[0.647, 0.870]
η_y^c	广义消费税对产出的反应系数	Norm	(0, 0.5)	0.065	[-0.412, 0.549]
ρ_{gc}	政府消费冲击 AR(1) 系数	Beta	(0.8, 0.1)	0.978	[0.962, 0.994]
ρ_{gi}	政府投资冲击 AR(1) 系数	Beta	(0.8, 0.1)	0.591	[0.524, 0.658]
ρ_T	转移支付冲击 AR(1) 系数	Beta	(0.8, 0.1)	0.982	[0.970, 0.995]
ς_{τ^i}	所得税税率冲击标准差	InvGamma	(0.01, 4)	0.019	[0.015, 0.022]
ς_{τ^c}	广义消费税税率冲击标准差	InvGamma	(0.01, 4)	0.085	[0.074, 0.095]
ζ_{gc}	政府消费冲击标准差	InvGamma	(0.01, 4)	0.023	[0.020, 0.026]
ζ_{gi}	政府投资冲击标准差	InvGamma	(0.01, 4)	1.641	[1.354, 1.918]
ζ_T	转移支付冲击标准差	InvGamma	(0.01, 4)	0.019	[0.017, 0.022]

(二) 不同信贷约束时的财政政策乘数测算及分析

为了分析信贷约束改变对财政政策乘数的影响,本文采用 2001 年第一季度至 2020 年第四季度数据进行估计。通过数值模拟企业和家庭贷款价值比分别等于不同数值时,五类财政政策冲击下提前 1 期至 16 期的政府消费、政府投资、转移支付、所得税和广义消费税现值乘数。其中,Alam et al.(2019) 构建的宏观审慎政策综合数据库(iMaPP) 中关于中国家庭实际贷款价值比在 2020 年第四季度为 62%,而根据本文人工收集的 2001—2020 年企业贷款价值比均值为 61%,以此参数为基础,同时,采用反事实方法设定企业和家庭贷款价值比分别为 0.3 和 0.9,模拟企业和家庭信贷约束不同强度搭配时五类财政政策乘数对产出的动态影响效应,结果见表 3。

从模型估计结果看,三类政府支出乘数均大于零,表明它们具有经济增长效应;而两类税收乘数均小于零,表明税收对产出具有抑制作用。其中,政府投资乘数大于政府消费乘数和转移支付乘数,这与实证结论相一致。模拟结果还显示当企业贷款价值比设定为固定数值时,随着家庭贷款价值比逐渐放松,五类乘数的变化差异不大;但如果将家庭贷款价值比固定,逐步放松企业贷款价值比,则五类财政政策乘数均呈现出明显增强态势,可见,家庭信贷约束对财政政策乘数的影响微乎其微;而企业贷款价值比由强变弱将极大增强财政政策的乘数效应。进一步地模拟分析表明,当企业贷款价值比相对紧缩,如等于 0.3 或 0.61 时,随着家庭贷款价值比由 0.3 上升至 0.9,政府支出的中长期现值乘数均大于短期现值乘数,可见,政府支出对产出的促进效应中长期效果更明显。而当企业的贷款价值比增加至 0.9 时,随着提前期增加,政府消费现值乘数将逐渐减小,说明企业的

信贷约束不宜过度宽松,企业的贷款价值比超过合理范围将削弱政府消费现值乘数对经济的长期促进效应。故此,企业的信贷约束也应控制在合理区间,过高将抑制政府消费的长期乘数效应。

测算结果还表明,所得税和广义消费税现值乘数总体为负,且呈现下降的趋势,表明两类税收的增加会造成经济增速下滑,且其长期影响效应更强。究其原因,税收增加会挤占企业和家庭部门的可支配利润和收入,从而导致企业投资和家庭消费下降,并最终造成产出下滑。再对比家庭和企业贷款价值比对税收乘数效应的不同影响,当企业贷款价值比保持不变,而家庭信贷约束逐渐放松时,税收乘数的绝对值逐渐减小,而当家庭贷款价值比固定不变,企业信贷约束放宽时,乘数的绝对值将呈现增大的趋势。由此表明,家庭信贷约束减弱有利于削弱税收对经济增长的抑制效应,而企业信贷约束放松则会导致税收进一步抑制经济增长。但相较于其他财政政策,广义消费税对经济增长的影响效应相对较弱。

表 3 基于不同宏观审慎政策的财政政策现值乘数

现值乘数	提前期	(企业 LTV 家庭 LTV)								
		(0.3 0.3)	(0.3 0.62)	(0.3 0.9)	(0.61 0.3)	(0.61 0.62)	(0.61 0.9)	(0.9 0.3)	(0.9 0.62)	(0.9 0.9)
政府消费	8 期	0.650	0.649	0.648	0.675	0.671	0.667	0.746	0.740	0.734
	12 期	0.668	0.667	0.666	0.688	0.686	0.683	0.738	0.735	0.732
	16 期	0.678	0.678	0.678	0.692	0.691	0.689	0.721	0.721	0.720
政府投资	8 期	0.644	0.636	0.626	0.923	0.884	0.841	1.937	1.853	1.757
	12 期	0.926	0.920	0.914	1.116	1.094	1.069	1.531	1.526	1.513
	16 期	0.906	0.906	0.906	0.939	0.941	0.942	0.869	0.909	0.946
转移支付	8 期	0.517	0.516	0.515	0.542	0.538	0.534	0.608	0.603	0.597
	12 期	0.546	0.546	0.544	0.566	0.564	0.561	0.614	0.612	0.608
	16 期	0.567	0.567	0.566	0.581	0.580	0.578	0.613	0.612	0.611
所得税	8 期	-0.560	-0.560	-0.560	-0.580	-0.579	-0.577	-0.599	-0.604	-0.607
	12 期	-0.567	-0.567	-0.567	-0.577	-0.577	-0.578	-0.585	-0.589	-0.593
	16 期	-0.543	-0.543	-0.544	-0.549	-0.550	-0.551	-0.566	-0.568	-0.570
广义消费税	8 期	-0.252	-0.252	-0.251	-0.247	-0.246	-0.244	-0.275	-0.266	-0.257
	12 期	-0.367	-0.365	-0.364	-0.372	-0.369	-0.365	-0.409	-0.401	-0.392
	16 期	-0.538	-0.536	-0.534	-0.545	-0.541	-0.537	-0.561	-0.555	-0.549

(三) 信贷约束下财政政策乘数的影响因素分析

根据现实数据规模大小,将政府消费规模、政府投资规模、转移支付规模、所得税税率和广义消费税税率调整范围分别设在 $[16\%, 20\%]$ 、 $[1\%, 5\%]$ 、 $[5\%, 9\%]$ 、 $[12\%, 16\%]$ 、 $[10\%, 14\%]$ 区间内,结构性参数则主要考虑居民消费对政府消费弹性和政府投资产出弹性,参考已有文献的设定,将其调整区间分别设为 $[-5, 5]$ 、 $[0.1, 0.2]$,并且根据前文估计结果可知,相较于家庭贷款价值比,企业信贷约束对财政政策乘数的影响更显著,因此,本部分仅考察企业贷款价值比分别为 0.3、0.61 和 0.9 时,财政政策规模及结构性参数对乘数的影响,结果如图 1 所示。

首先,政府消费和政府投资乘数与其规模呈现负相关,表明规模上升将削弱其乘数效应,其主要原因是规模上升将引发拥挤效应,由此导致政府消费和政府投资对经济增长的促进作用有所减弱。而转移支付乘数与其规模呈现正相关,表明当局增加转移支付规模时,转移支付的经济增长效应将变强,其原因可能是,在模拟范围内转移支付规模尚未引发拥挤效应,而转移支付增加有助于进一步优化资源配置效率,并最终提高其乘数效应。其次,再看弹性与政府支出乘数的关系,居民消费对政府消费弹性与政府消费现值乘数呈现正相关,表明居民消费对政府消费弹性变大将增强

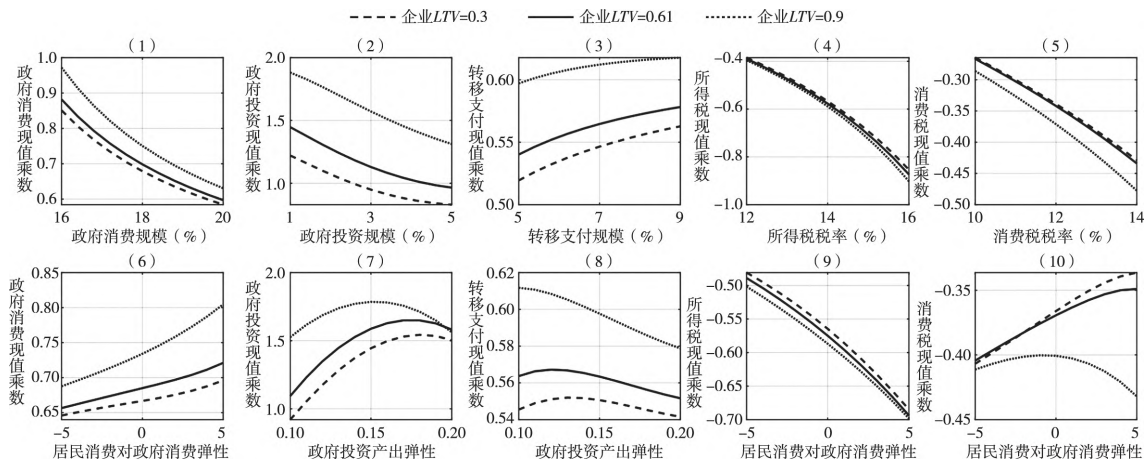


图 1 弹性和财政政策规模变化对财政政策乘数的影响

政府消费的乘数效应, 其原因是当居民消费对政府消费弹性变大时, 表明政府消费对居民消费有挤入效应, 由此促进产出增加。随着政府投资产出弹性增大, 政府投资现值乘数呈现先上升后下降的趋势, 由此表明政府投资产出弹性应在合理范围, 过大反而抑制政府投资的经济增长效应。转移支付乘数与政府投资产出弹性呈现明显的负相关关系。接着, 税收乘数与税率均呈现负相关, 表明税负的加重将强化所得税和广义消费税对经济增长的抑制作用。最后, 居民消费对政府消费弹性与所得税现值乘数呈现负相关关系, 表明居民消费对政府消费弹性变大将增强所得税对产出的抑制作用。而当企业贷款价值比较小时, 居民消费对政府消费弹性变大将削弱广义消费税对经济增长的抑制作用, 但当贷款价值比增至 0.9 时, 居民消费对政府消费弹性变大则会增强广义消费税的乘数效应。

(四) 信贷约束下货币政策转型对财政政策乘数的影响分析

近年来, 随着中国双支柱调控框架的建立健全, 货币政策也逐渐从数量型转向价格型调控, 那么, 双支柱调控转型是否会对财政政策乘数产生显著影响。接着, 本文将进一步考察价格型货币政策盯住产出系数从 0.2 调至 0.4 时或数量型货币政策盯住产出系数由 0.4 增至 0.6 时的财政政策乘数变化; 同时, 数值模拟了当价格型货币政策比重由 0 升至 100%, 及其与不同强度贷款价值比搭配时的财政政策乘数效应的动态变化情况, 估计结果见图 2。

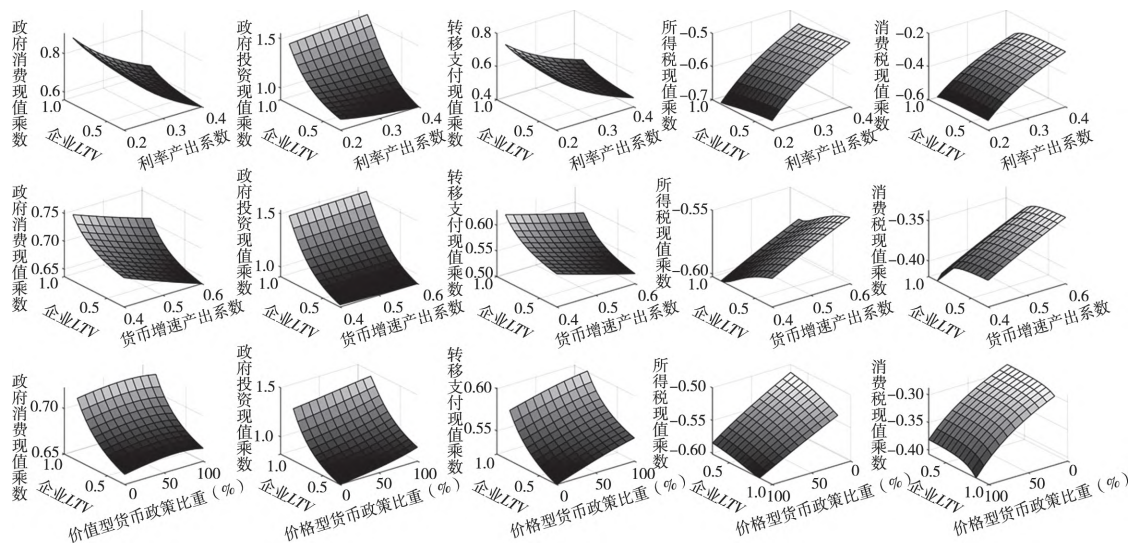


图 2 货币政策偏好系数和价格型货币政策比重与企业信贷约束搭配对财政政策乘数的影响

1. 信贷约束下货币政策规则对财政政策乘数的影响。首先,从政府支出乘数效果看,当企业信贷约束减小时,政府消费和转移支付乘数呈逐渐增大,而随着货币政策产出系数增大,政府消费和转移支付乘数减小,究其原因,由于货币政策产出系数增加意味着政策当局维护宏观经济稳定的意愿变强,则会削弱政府消费和转移支付对经济增长的政策效果。因此,企业信贷约束与货币政策搭配时应设定合理的货币政策产出系数,过大势必削弱政府消费和转移支付的乘数效应,且施加强信贷约束能够抵消部分货币政策产出系数上升对政府消费和转移支付的负作用。同时,随着贷款价值比增加,政府投资现值乘数逐渐增大,其主要原因是在信贷宽松时期,私人部门拥有更多可支配资源,此时政府投资增加能够挤入更多私人投资,由此更有助于提高实际产出和政府投资乘数。从双支柱搭配角度看,在信贷约束较为宽松时,当价格型货币政策产出系数增加,政府投资现值乘数将变大,但当贷款价值比增加小于0.7时,即信贷较为紧缩时期,随着价格型货币政策产出系数增大,政府投资现值乘数反而呈现小幅降低,分析数量型货币政策产出系数的变化也可得出同样的结论,表明当企业信贷约束与货币政策搭配调节政策效果时,企业信贷约束不能无限紧缩,货币政策产出系数也不能过大,二者均需处于合理范围内。其次,从税收政策效果看,所得税现值乘数和广义消费税现值乘数均为负,表明所得税和消费税增加会抑制经济增长。从双支柱搭配角度看,当贷款价值比上升时,所得税现值乘数和广义消费税现值乘数均呈现下降趋势,表明所得税和广义消费税对经济增长的抑制效应增强,即在宽松时期税负挤出更多私人部门资源由此导致税收乘数变大;而随着价格型货币政策和数量型货币政策产出系数增加,所得税现值乘数和广义消费税现值乘数均呈现增大的趋势,表明所得税和广义消费税的乘数效应逐渐减弱。因此,强信贷约束与货币政策搭配能够有效减小所得税和广义消费税增加导致经济下滑的负面影响。

2. 信贷约束下货币政策转型对财政政策乘数的影响。从政府支出乘数效果看,当企业信贷约束较强时,价格型货币政策比重上升对政府消费现值乘数影响极小,表明仅依靠价格型货币政策,没有弱信贷约束的配合对政府消费的经济增长效应影响较小。而随着企业贷款价值比逐渐放松,当价格型货币政策比重上升时,政府消费现值乘数逐渐增大,表明弱信贷约束与价格型货币政策搭配能够增强政府消费的经济增长效应。特别是随着价格型货币政策比重上升和信贷约束宽松,政府投资现值乘数均呈现上升的趋势,可见,提高价格型货币政策比重或者放松信贷约束均能提高政府投资的经济增长效应。从二者搭配的角度看,当价格型货币政策与宽松的信贷约束搭配时,政府投资的经济增长效应最为显著。而随着信贷约束放松,价格型货币政策比重上升时,转移支付现值乘数大幅增加,表明弱信贷约束与价格型货币政策搭配能够提高转移支付的经济增长效应。对比三个结果可知,弱企业信贷约束与价格型货币政策结合能够拉动三者的经济增长效应。此外,从税收政策效果看,所得税和广义消费税的现值乘数均为负数,表明所得税和广义消费税的增加会抑制经济增长。而且随着信贷约束宽松和价格型货币政策比重上升,所得税现值乘数均呈现下降的趋势,表明政策当局可通过收紧企业信贷约束或降低价格型货币政策比重的方式削弱所得税对经济增长的抑制效应。从信贷约束与货币政策搭配角度看,弱信贷约束与价格型货币政策搭配将增强所得税的乘数效应。广义消费税现值乘数与所得税现值乘数走势一致,当信贷约束宽松或价格型货币政策比重上升时,广义消费税现值乘数减小,但与所得税现值乘数不同的是,广义消费税现值乘数受到价格型货币政策的影响较大。因此,综合政府收支乘数结果可知,信贷约束与价格型货币政策搭配将增强五类财政政策乘数,但需在政府支出乘数促进效应与税收乘数抑制效应中权衡。

五、信贷约束渐进式演变对财政政策乘数的影响

由于受到企业贷款价值比数据的限制,本文重点刻画2001年以来随着信贷约束变化,及其

与数量型、价格型以及混合型货币政策搭配时财政政策效果的演变,并将家庭部门与企业部门两种贷款价值比的不同改革趋势纳入同一分析框架中,具体地体现出以贷款价值比结构化变动为特征的宏观审慎政策的渐进式改革历程及其政策效果。同时,基于货币政策转型视角,将渐进式改革模拟拓展至采用单一价格型货币政策或单一数量型货币政策的反事实模型中,联动分析货币政策转型和以贷款价值比为代表的宏观审慎政策的渐进式改革过程中的财政政策效果(见图3)。

首先,2001年以来政府消费和转移支付现值乘数走势基本一致,均呈现两个周期先上升后下降的态势。其走势变化可以分为三个阶段:2001—2006年呈现先平缓后上升的趋势,其主要原因是在2004—2006年期间我国政府消费和转移支付规模下降由此导致乘数反弹上升。同时,2007—2015年两类乘数总体呈现下降的态势,究其原因,在此阶段中国以积极财政政策为主,政府消费规模的上升削弱了其政策效果。特别是,企业信贷约束逐渐收紧也导致转移支付的经济增长效应减弱。此外,2016—2020年则呈现先上升后下降的趋势,其可能的原因是2016—2018年企业贷款价值比上升,由此增强了乘数效应,但2019—2020年政府消费和转移支付规模的短暂上升又导致政府消费现值乘数下降。再对比三种类型的货币政策可知,采用价格型货币政策与信贷约束搭配可以最大化政府消费和转移支付对经济增长的刺激效应。

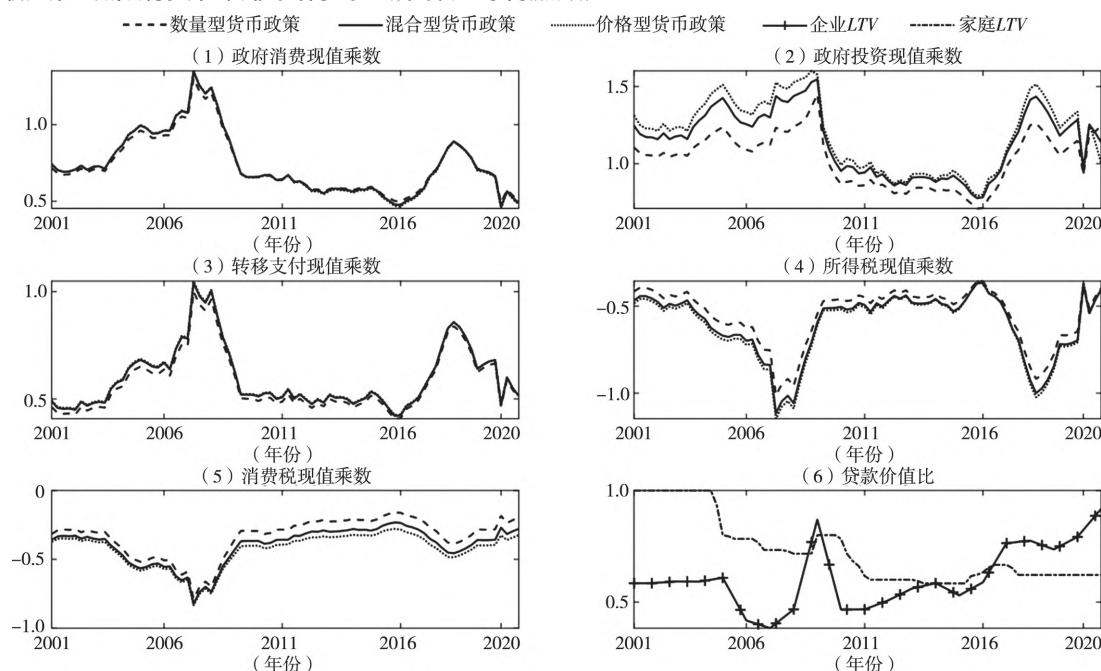


图3 以贷款价值比为代表的宏观审慎政策演变下的中国财政政策乘数

其次,政府投资现值乘数总体呈现两个周期先上升后下降的趋势,也可分为三个阶段:2001—2008年呈现波动上升的趋势,其走势与企业贷款价值比走势几乎一致,表明政府投资的乘数效应受企业信贷约束影响较大;2009—2015年呈现波动下降的趋势,究其原因,在此期间政府投资规模增加引发拥挤效应,削弱了政府投资的政策功效;2016—2020年则呈现先上升后下降的走势,其中,在2016—2018年有一个短暂上升,主要由于企业信贷约束放宽松所致。但2019—2020年政府投资现值乘数呈现下降趋势,主要原因可能在于财政政策调控力度呈现先增加后下降(刘哲希等,2023)以及政府投资规模的增加共同减小了政府投资的经济增长效应。但将政府投资乘数与政府消费乘数数值对比可知,政府投资乘数效应远大于政府消费,因此政府消费仍有一定的政策空间,但也不宜过度透支政府投资对经济增长的刺激作用,因为政府投资规模

过度扩张将削弱财政政策效果。此外,对比三种货币政策规则,可知搭配价格型货币政策的财政政策效果最大。

再次,从所得税和广义消费税现值乘数走势看,2001年以来两类乘数总体为负,表明所得税和广义消费税增加会导致经济增速下滑。走势可分为三个阶段:2001—2006年两类乘数均呈现下降的趋势,表明所得税和广义消费税增长对经济的抑制作用逐渐增强。2007—2015年两类乘数呈现上升的趋势,可见两类税收对经济的抑制作用逐渐减弱,其主要原因是由于在此期间广义消费税税率相对较小,导致广义消费税对产出的抑制作用逐渐减弱。2016—2020年两类乘数呈先下降后上升的趋势,究其原因,2016—2018年信贷约束逐渐宽松导致所得税政策功效增强,而2019—2020年所得税税率有所减小,由此导致所得税对经济的抑制效应减弱,同时,2016—2017年广义消费税税率在短暂上升后逐渐减小,因此,消费税对产出的负面影响也在2016—2017年增强后逐渐减弱。最后,对比可知,收入端的两类税收乘数基本上均小于支出端的政府投资乘数和政府消费乘数,结合理论可知,在财政收支平衡情况下,政府的投融资行为能够起到促进经济增长的作用。可见,目前税收乘数的数值仍在合理区间,即不论是所得税还是消费税均不会大规模挤占产出。同时,三个阶段均为与价格型货币政策搭配时乘数最大,表明两类会通过利率渠道影响经济增长。因此,可以采取搭配使用混合型或数量型货币政策的方式减小所得税对经济的抑制效应。

六、结论与启示

宏观审慎政策、货币政策和财政政策是中国宏观调控体系的三大支柱,本文通过构建多部门的动态随机一般均衡模型,探究货币政策和以信贷约束为代表的宏观审慎政策如何协调搭配促进财政政策提质增效。研究结果表明:(1)家庭信贷约束强度变化对五类财政政策的乘数效应影响较小;而企业部门信贷约束对五类财政政策的效果具有显著影响,特别是,弱企业信贷约束能够提升政府消费、政府投资和转移支付的经济增长效应,而企业强信贷约束会降低所得税和消费税对经济的抑制作用。由于拥挤效应,政府消费、政府投资和转移支付规模扩大的政策效果将被削弱,而消费税和所得税税负的增加将增强其对经济增长的抑制效应。(2)从双支柱调控转型看,弱信贷约束和货币政策产出系数减小能够增强政府消费和转移支付的乘数效应,同时也会加剧所得税和消费税对经济增长的抑制作用,而政府投资乘数较为特殊,弱企业信贷约束和货币政策搭配有助于提高政府投资的乘数效应,而当较强的企业信贷约束与货币政策搭配时,货币政策产出系数上升则会降低政府投资在促进经济上的政策效果。此外,以信贷约束为代表的宏观审慎政策与价格型货币政策搭配能够增强五个乘数的乘数效应,但需要在政府支出乘数的促进效应与税收乘数的抑制效应中权衡。模拟结果显示,目前我国的信贷约束和价格型货币政策比重处于相对合理区间。(3)在信贷约束实施渐进式改革进程中,五类乘数均受企业信贷约束和自身规模以及结构性参数的影响,但家庭信贷约束的影响较小,而企业信贷约束变强将削弱乘数效应。其中,三类政府支出搭配价格型货币政策能够增强财政政策效果,而两类税收搭配混合型或数量型货币政策可能削弱税负增加对经济增长的抑制作用。

通过上述分析,可以得出以下四点政策启示:第一,企业部门信贷约束对财政政策乘数的影响明显强于家庭部门信贷约束,其中,家庭信贷约束对财政政策乘数的影响效应微乎其微,但是,针对企业的信贷约束必将极大削弱财政政策的乘数效应。故此,在后续实施双支柱调控转型中,应该差异性调控不同部门的信贷约束,即在防控信贷风险时,可以适当提高家庭部门的信贷约束,但却要重点规避由于提高企业信贷约束而导致财政政策效果出现迅速减弱的问题。特别是,截至2022年三季度中国企业杠杆规模达到157%,高出全球60个百分点,也比发达经济体和新兴经济体分别高

出 68 个百分点和 49 个百分点,说明当前中国企业杠杆过高。因此,政策当局可能会采取较为紧缩的信贷约束以期降低企业杠杆规模,但在此过程中,必须时刻警惕和规避由于针对企业的信贷约束收紧而导致财政政策效果被极大削弱。第二,从微观主体的结构参数看,居民消费对政府消费弹性变大会极大增强政府消费乘数,同时,政府投资的产出弹性变大也会提高政府投资的乘数效应。故此,政策当局提供更多与居民消费具有互补性的政府消费或者提供更多具有生产效应的政府投资会有助于大幅度提高政府支出的乘数效应。第三,企业部门的信贷约束放松和货币政策盯住产出系数减小,有助于增强政府支出的乘数效应,但同时也会导致消费税和所得税对经济的负面影响变大。因此,政策当局在制定宏观审慎政策和货币政策取向偏好强度时,应综合考虑宏观审慎政策与货币政策对政府支出和税收的双重作用,选择合理范围共同增强财政政策效果。此外,由于存在拥挤效应,容易导致政府消费、政府投资和转移支付规模增大而削弱了财政政策的乘数效应,同时,所得税和消费税税负的增加也会增强其对经济的抑制作用。因此,政策当局应控制好政府支出规模,规模过大将降低其促进经济增长的实际功效,同时税负不宜过重,因为税负增加必将抑制经济增长。第四,近年来随着央行不断放开利率管制,货币政策调控框架逐渐由数量型转向价格型为主,虽然弱宏观审慎政策与价格型货币政策搭配组合能够在一定程度增强财政政策的乘数效应,但仍需平衡政府支出乘数的促进效应与税收乘数的抑制效应之间的互抵关系,因为随着价格型货币政策比重增加,虽然三类政府支出乘数均变大,但是两类税收乘数同时变大则会引发税收对产出具有更强的挤出效应。从模型模拟结果看,政策制定时应适当控制宏观审慎中企业部门的信贷约束水平,同时,保持混合型货币政策规则中价格型成分的占比位于合理区间,这将均有助于进一步提高财政政策在促进经济增长上的实际效果。

参考文献

- 卞志村、赵亮、丁慧 2019 《货币政策调控框架转型、财政乘数非线性变动与新时代财政工具选择》,《经济研究》第 9 期。
- 陈创练、单敬群、刘晓彬 2022 《信贷流动性约束、宏观经济效应与货币政策弹性空间》,《经济研究》第 6 期。
- 陈创练、郑挺国、姚树洁 2019 《时变乘数效应与改革开放以来中国财政政策效果测定》,《经济研究》第 12 期。
- 陈师、郑欢、郭丽丽 2015 《中国货币政策规则、最优单一规则与宏观效应》,《统计研究》第 1 期。
- 陈诗一、陈登科 2019 《经济周期视角下的中国财政支出乘数研究》,《中国社会科学》第 8 期。
- 陈小亮、马啸 2016 《“债务—通缩”风险与货币政策财政政策协调》,《经济研究》第 8 期。
- 邓红亮、陈乐一 2019 《劳动生产率冲击、工资粘性与中国实际经济周期》,《中国工业经济》第 1 期。
- 方意、王晏如、黄丽灵、和文佳 2019 《宏观审慎与货币政策双支柱框架研究》,《金融研究》第 12 期。
- 郭庆旺、吕冰洋、何秉材 2004 《积极财政政策的乘数效应》,《财政研究》第 8 期。
- 江春、向丽锦、肖祖沔 2018 《货币政策、收入分配及经济福利——基于 DSGE 模型的贝叶斯估计》,《财贸经济》第 3 期。
- 刘溶沧、马拴友 2002 《论税收与经济增长——对中国劳动、资本和消费征税的效应分析》,《中国社会科学》第 1 期。
- 刘哲希、陈小亮、陈彦斌 2023 《2022 年宏观政策“三策合一”指数与 2023 年宏观政策展望》,《光明日报》2 月 6 日。
- 马勇、付莉 2020 《“双支柱”调控、政策协调搭配与宏观稳定效应》,《金融研究》第 8 期。
- 马勇、吕琳 2021 《“双支柱”政策、政府债务与财政政策效果》,《经济研究》第 11 期。
- 孟宪春、张屹山、李天宇 2018 《有效调控房地产市场的最优宏观审慎政策与经济“脱虚向实”》,《中国工业经济》第 6 期。
- 王立勇、徐晓莉 2018 《纳入企业异质性与金融摩擦特征的政府支出乘数研究》,《经济研究》第 8 期。
- 王立勇、徐晓莉 2019 《财政政策信息摩擦与财政支出乘数——基于 DSGE 模型的分析》,《财政研究》第 1 期。
- 王云清、朱启贵、谈正达 2013 《中国房地产市场波动研究——基于贝叶斯估计的两部门 DSGE 模型》,《金融研究》第 3 期。
- 王志刚、朱慧 2021 《中国财政政策乘数效应分析》,《财政科学》第 2 期。
- 杨源源、于津平、尹雷 2019 《中国财政货币政策协调配合范式选择》,《财贸经济》第 1 期。
- 张佐敏 2013 《财政规则与政策效果——基于 DSGE 分析》,《经济研究》第 1 期。
- 朱军、李建强、张淑翠 2018 《财政整顿“双支柱”政策与最优政策选择》,《中国工业经济》第 8 期。
- Afonso, A., and F. S. Leal, 2019, “Fiscal Multipliers in the Eurozone: an SVAR Analysis”, *Applied Economics*, 51 (51), 5577—5593.

- Alam, Z., A. Alter, J. Eisman, R. G. Gelos, H. Kang, M. Narita, E. Nier, and N. Wang, 2019, "Digging Deeper—Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database", *IMF Working Paper*, 19—66.
- Bhattarai, K., and D. Trzeciakiewicz, 2017, "Macroeconomic Impacts of Fiscal Policy Shocks in the UK: a DSGE Analysis", *Economic Modelling*, 61, 321—338.
- Bush, G., T. Gómez, A. Jara, D. Moreno, K. Stylin, and Y. Ushakova, 2021, "Macroprudential Policy and the Inward Transmission of Monetary Policy: The Case of Chile, Mexico, and Russia", *Review of International Economics*, 29(1), 37—60.
- Calvo, G. A., 1983, "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383—398.
- Canzoneri, M., F. Collard, H. Dellas, and B. Diba, 2016, "Fiscal Multipliers in Recessions", *Economic Journal*, 126, 75—108.
- Gao, J., V. Dinger, A. Grodecka-Messi, R. Juelsrud, and X. Zhang, 2021, "The Interaction Between Macroprudential and Monetary Policies: The Cases of Norway and Sweden", *Review of International Economics*, 29(1), 87—116.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and S. Rebelo, 2011, "When Is the Government Spending Multiplier Large?", *Journal of Political Economy*, 119(1), 78—121.
- Coenen, G., C. Erceg, C. Freedman, D. Furceri, M. Kumhof, R. Lalonde, D. Laxton, J. Lindé, A. Mourougane, D. Muir, S. Mursula, C. Resende, J. Roberts, W. Roeger, S. Snudden, M. Trabandt, and J. Veld, 2012, "Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1), 22—68.
- Everett, M., J. Haan, D. J. Jansen, P. McQuade, and A. Samarina, 2021, "Mortgage Lending, Monetary Policy, and Prudential Measures in Small Euro-area Economies: Evidence from Ireland and the Netherlands", *Review of International Economics*, 29(1), 117—143.
- Filipovski, V., T. Fiti, and B. Trenovski, 2016, "Efficiency of the Fiscal Policy and the Fiscal Multipliers—the Case of the Republic of Macedonia", *Economic Studies*, 1, 3—23.
- Flotho, S., 2018, "Interaction of Fiscal and Monetary Policy in a Monetary Union under the Zero Lower Bound Constraint", *Annals of Operations Research*, 260(1), 159—169.
- Gertler, M., and P. Karadi, 2011, "A Model of Unconventional Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 58(1), 17—34.
- Goyal, A., and B. Sharma, 2018, "Government Expenditure in India: Composition and Multipliers", *Journal of Quantitative Economics*, 16(1), 47—85.
- Kameda, T., R. Namba, and T. Tsuruga, 2021, "Decomposing Local Fiscal Multipliers: Evidence from Japan", *Japan and the World Economy*, 57, 101053.
- Kliem, M., and A. Kriwoluzky, 2014, "Toward a Taylor Rule for Fiscal Policy", *Review of Economic Dynamics*, 17(2), 294—302.
- Krus, L., and I. Woroniecka-Leciejewicz, 2018, "Assessment of the Historical Policy Mixes for Poland Using the Game Approach", *Control and Cybernetics*, 47(3), 277—300.
- Kumhof, M., D. Muir, S. Mursula, S. Snudden, M. Kortelainen, D. Anderson, B. Hunt, and D. Laxton, 2013, "Getting to Know GIMF: The Simulation Properties of the Global Integrated Monetary and Fiscal Model", *IMF Working Papers*, 055.
- Mahmoudinia, D., R. B. Dastjerdi, and S. Jafari, 2018, "Extraction of Optimal Fiscal and Monetary Policy Rules in Framework of Game Theory: Application of Dynamic Stochastic General Equilibrium Model", *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(4), 143—174.
- Mittnik, S., and W. Semmler, 2012, "Regime Dependence of the Fiscal Multiplier", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3), 502—522.
- Mountford, A., and H. Uhlig, 2009, "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?", *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), 960—992.
- Oliver, H., and R. Horst, 2022, "Euro Area Periphery Countries' Fiscal Policy and Monetary Policy Surprises", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 84(3), 544—568.
- Perendia, G., and C. Tsoukis, 2021, "News, Fiscal Rules and the Keynesian Multiplier in a DSGE Model", *Journal of Development Economics and Finance*, 1(1), 61—91.
- Ramey, V. A., 2011, "Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing", *Quarterly Journal of Economics*, 26, 1—5.
- Saulo, H., L. Rêgo, and J. A. Divino, 2013, "Fiscal and Monetary Policy Interactions: a Game Theory Approach", *Annals of Operations Research*, 206(1), 341—366.
- Silvo, A., 2019, "The Interaction of Monetary and Macroprudential Policies", *Journal of Money, Credit and Banking*, 51(4), 859—894.

Gradual Reform , Two-pillar Regulatory Transformation and the Effects of Fiscal Policy

CHEN Chuanglian^{a, b}, GAO Xirong^{c, d}, XU Jinhui^d and GUO Yuqing^e

(a: Institute of Financial Research , Jinan University;

b: Southern China Institute of Finance , Jinan University;

c: Party School of CPC Dongguan Municipal Committee;

d: School of Economics , Jinan University;

e: School of Economics , Nankai University)

Summary: How macro prudential policies and monetary policies cooperate to improve the quality and efficiency of fiscal policies is the focus of China's macro control. Based on the empirical results , this paper constructs a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model embedded with the two-pillar policy and fiscal policies and evaluates the multiplier effects of fiscal policies on changes in credit constraints of households and enterprises through numerical simulation. We systematically examine the dynamic impact of gradual reform of credit constraints on five types of fiscal policy multipliers and explore the mechanism of the impact of credit constraint intensity change and monetary policy transformation on the effectiveness of fiscal policies based on the counterfactual method.

Compared with the existing research , the marginal contributions of this paper are mainly reflected in the following three points. Firstly , this paper divides the non-patient sectors into non-patient families and non-patient entrepreneurs , builds a multi-sector DSGE model that simultaneously embeds the dual credit constraints of families and enterprises , collects the data of enterprise credit constraints manually for the first time , and calibrates the parameters according to the actual situation in China. It also measures the multiplier effects of fiscal policies under different combinations of credit constraints for households and enterprises. Secondly , based on the above model framework , the counterfactual method is used to compare and characterize the impact of monetary policy transformation or policy preference changes on the fiscal policy multiplier under different household credit constraint or enterprise credit constraint intensities , to explore how effective combination of “two-pillar” policies can achieve quality and efficiency improvement of fiscal policies and to provide useful references for policy formulation and implementation. Thirdly , by iteratively solving the DSGE model in an innovative manner , we fit the dynamic evolution of fiscal policy multipliers since the gradual reform of credit constraints in 2001 , with a focus on analyzing the impact of changes in the intensity of enterprise credit constraints on the effectiveness of fiscal policy implementation , thereby providing decision-making reference for the coordination of macro prudential policies and fiscal policies.

Research has shown that there are significant differences in the impact of credit constraints based on different micro entities on the effectiveness of fiscal policies. Among them , the shift of household credit constraint intensity has minimal impact on the five types of fiscal policy multipliers , while that of corporate credit constraints from weak to strong will greatly weaken the effectiveness of fiscal policies. From the perspective of the transformation of two-pillar regulation , the weakening of macro prudential policies and the reduction of the coefficient of monetary policy targeting output can enhance the multiplier effects of government consumption and transfer payments , but at the same time , it will also lead to a greater inhibitory effect of income tax and consumption tax on economic growth. In addition , the combination of macro prudential policies represented by credit constraints and price-based monetary policies can enhance the multiplier effects of the five types of fiscal policies , but it is necessary to dynamically balance their promoting effect on government expenditure multipliers and inhibiting effect on tax multipliers. Next , this paper explores the impact of two-pillar regulatory transformations such as “macro prudential policies represented by credit constraints plus mixed , price-based , or quantity-based monetary policies” on the effectiveness of fiscal policies. It is believed that the shift of household credit constraints from weak to strong has minimal impact on the multiplier effects of fiscal policies. However , the change of enterprise credit constraints from weak to strong will greatly weaken the effectiveness of fiscal policies. Finally , the paper proposes corresponding countermeasures and suggestions for improving the quality and efficiency of fiscal policies.

Keywords: Macro-prudential Policy; Monetary Policy Transformation; Fiscal Policy Multiplier

JEL Classification: C11 , E32 , E62

(责任编辑: 昱 池) (校对: 王红梅)